فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۳، بهار ۱۳۹۴
صفحات: ۱-۳۴

برآورد جزء حباب قیمت در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران
رویکرد تصحیح خطا

محمود ختایی[۱*]
اسفندیار جهانگرد[۲]
محسن رجبی[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۸/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۱۶

چکیده

طی دو دهه‌ی اخیر تغییراتی در ساختار بازار مسکن ایران به وجود آمده که مهم‌ترین آن رشد تقاضای سفته‌بازی است که می‌تواند باعث شکل‌گیری حباب مسکن گردد. هدف این پژوهش برآورد جزء حباب مسکن در ایران در دو دهه‌ی اخیر است. به این منظور ابتدا قیمت بنیادی مسکن برآورد و سپس جزء حباب از اختلاف بین قیمت بنیادی و واقعی مسکن به‌دست آمد. با توجه به وجود جیره‌بندی در بازار وام رهنی ایران از معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن با در نظر گرفتن عدم تعادل در بازار اعتبارات مسکن استفاده شد. زمان‌بر بودن فرآیند ساخت مسکن و علی‌الخصوص وجود حباب قیمتی باعث می‌شود تا تعدیل به سوی قیمت بنیادی به کندی صورت گرفته و وقفه‌ی متغیرها نقشی تعیین‌کننده داشته باشد. بنابراین از فرم پویای معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن استفاده شد. نتایج حاصل از تخمین فرم پویای معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن اشاره به وجود حباب در بازار مسکن ایران دارد. در واقع در طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۰ سه بار شاهد شکل‌گیری و شکست حباب قیمت در بازار مسکن ایران بوده‌ایم.

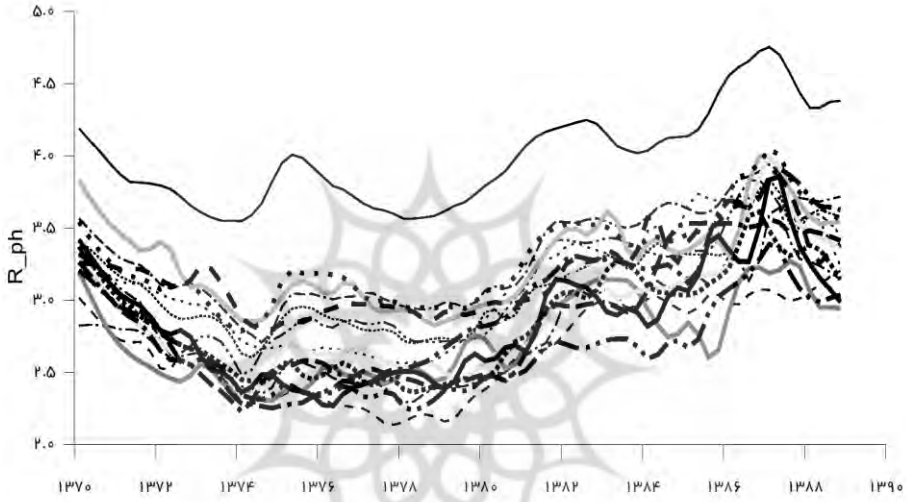
کلید واژه‌ها: حباب مسکن، جیره‌بندی اعتبارات مسکن، مدل تصحیح خطای پنل

طبقه‌بندی JEL: C12 ,G23

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (*نویسنده مسئول) **Email:** mahmoodkhataie24@gmail.com
۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** ejahangard@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** davooderajabi@yahoo.com

۱. مقدمه

طی دو دهه‌ی اخیر نوسانات شدید و دامنه‌دار قیمت به ویژگی اصلی بازار مسکن ایران تبدیل شده است. در این دوره شاهد رشد تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن هستیم که این موضوع می‌تواند به شکل‌گیری حباب مسکن منجر گردد. حباب قیمت را به بیان ساده می‌توان افزایش شدید و غیرمعمول قیمت تعریف کرد. در نمودار زیر الگوی قیمت حقیقی مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران نشان داده شده است.



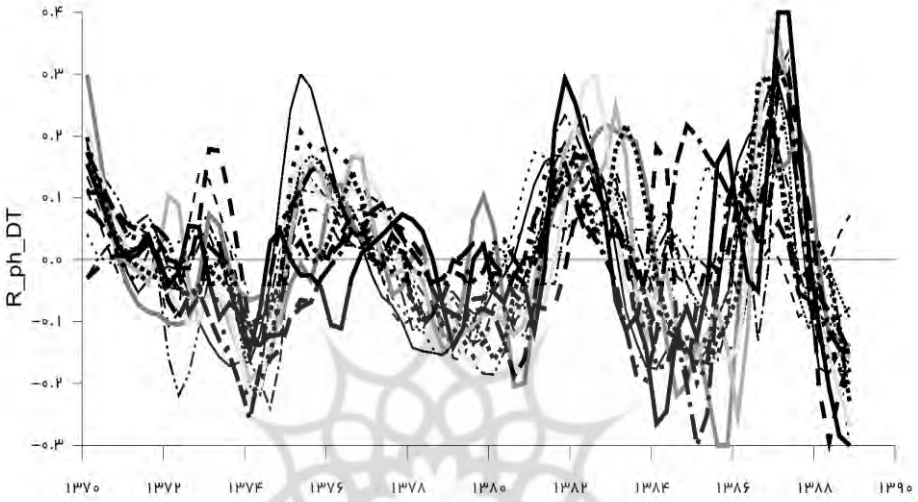
نمودار ۱: لگاریتم "متوسط قیمت حقیقی یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی" در ۱۷ شهر بزرگ ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران

همان‌گونه که از نمودار بالا مشخص است، قیمت حقیقی مسکن دارای روند زمانی غیرخطی است که باعث می‌شود الگوی جزء سیکلی (جزء تصادفی) آن به خوبی مشخص نباشد. حذف جزء روند (جزء متعیین) قیمت حقیقی مسکن باعث می‌شود تا الگوی جزء سیکلی آن نمایان شود. برای این منظور از روش فیلتر کردن هادریک- پرسکات[1] استفاده شد. با مشاهده‌ی الگوی قیمت حقیقی مسکن پس از حذف روند زمانی این گمان پیش می‌آید که احتمالاً بازار مسکن ایران در دوره‌ی زمانی ۸۸-۱۳۷۰ سه بار شکل‌گیری و شکست حباب را تجربه کرده است. باید توجه داشت که بررسی الگوی قیمت حقیقی مسکن از آن‌جا که به منشاء تغییرات قیمت توجه ندارد، می‌تواند گمراه کننده باشد. از این‌رو معمولاً به جای بررسی الگوی قیمت حقیقی مسکن به بررسی روند "نسبت قیمت

1. Hodrick-Prescott

مسکن به درآمد"[1] و "نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن"[2] پرداخته می‌شود. الگوی این دو نسبت نیز با ایده‌ی شکل‌گیری حباب در بازار مسکن ایران سازگاری دارد. لازم به یادآوری است که این دو نسبت تنها دیدی کلی از تحولات بازار مسکن ارائه می‌دهند و برای شناسایی حباب مناسب نیستند.



نمودار ۲: لگاریتم "متوسط قیمت حقیقی یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی" در ۱۷ شهر بزرگ ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ پس از حذف روند زمانی

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران

هدف این پژوهش برآورد جزء حباب مسکن در ایران در دو دهه اخیر است. به این منظور ابتدا قیمت بنیادی مسکن برآورد و سپس جزء حباب از اختلاف بین قیمت بنیادی و واقعی مسکن به‌دست آمد. قبل از بیان چارچوب نظری بحث، ارائه‌ی تعریفی دقیق از حباب ضروری به‌نظر می‌رسد. اقتصاددانان بسیاری سعی کرده‌اند تعریفی تکنیکی و در عین حال ساده از حباب ارائه دهند، لکن کمتر موفق به این امر شده‌اند. در استیگلیتز[3] (۱۹۹۰) تعریفی از حباب ارائه شده که درک شهودی آن بسیار ساده است: "چنانچه علت بالا بودن قیمت فعلی یک دارایی تنها انتظارات سرمایه‌گذاران مبنی بر افزایش قیمت در آینده باشد در حالی که براساس عوامل بنیادی یک چنین قیمتی توجیه‌پذیر نباشد، با حباب روبه‌رو هستیم." اکثر مطالعاتی که به موضوع حباب پرداخته‌اند، این تعریف را مبنای کار خود قرار داده‌اند.

این مقاله در پنج بخش ساماندهی شده است. بخش دوم مقاله شامل تئوری‌های شکل‌گیری و

1. Price-Income ratio
2. Price-Rental ratio
3. Stiglitz

شکست حباب، رهیافت شناسایی حباب، علل ایجاد حباب و پیشینه تحقیق می‌باشد. در بخش سوم به موضوع تأثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن و تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن پرداخته شده است. در بخش چهارم آزمون‌ها، تخمین‌ها و برآورد جزء حباب قیمت مسکن آورده شده و در بخش پنجم نتیجه‌گیری.

۲. چارچوب نظری و پیشینه‌ی تحقیق

در این پژوهش تنها به موضوع برآورد جزء حباب قیمت مسکن پرداخته شده و در خصوص علل ایجاد حباب تنها به بیان دیدگاه‌های موجود بسنده شده است.

۲-۱. تئوری‌های شکل‌گیری و شکست حباب قیمتی

در این قسمت به مرور اجمالی تئوری‌های موجود در خصوص شکل‌گیری و شکست حباب قیمتی خواهیم پرداخت. به‌طورکلی مدل‌هایی که به بررسی پدیده‌ی حباب پرداخته‌اند را می‌توان به چهار گروه تقسیم کرد: گروه اول به تحلیل حباب عقلایی[1] پرداخته‌اند. حباب عقلایی در مدل‌های با افق زمانی نامحدود همانند پول اعتباری[2] که اولین بار توسط ساموئلسون[3] (۱۹۵۸) توضیح داده شد، شرح داده می‌شود. حباب عقلایی بیشتر جنبه‌ی آموزشی دارد تا تبیین مشاهدات در دنیای واقعی. در جهان واقع به دفعات شاهد شکل‌گیری و شکست حباب در بازار دارایی‌ها هستیم که با تئوری حباب عقلایی سازگاری ندارد. از این رو نیاز به مدل‌هایی است که شکل‌گیری و شکست حباب را توضیح دهند. گروه دوم مدل‌ها در قالب الگوی فکری انتظارات عقلایی بحث می‌کنند و اختلاف‌شان با گروه اول به فرض نامتقارن بودن اطلاعات برمی‌گردد. گروه سوم مدل‌ها ذهنیت (پیش فرض‌ها) سرمایه‌گذاران را ناهمسان در نظر می‌گیرند و در نتیجه اختلاف‌نظر سرمایه‌گذاران درباره‌ی ارزش بنـیادی دارایـی و به‌عبارت دیگر وجود حباب را امری پذیرفته شده می‌دانند. گروه آخر مدل‌ها نیز روی تعامل بین سرمایه‌گذاران عقلایی و رفتاری متمرکز شده‌اند و به موانعی که سرمایه‌گذاران عقلایی را از اصلاح قیمت‌گذاری نادرست باز می‌دارد، اشاره می‌کنند. علاوه‌بر این چهار دیدگاه، یک دیدگاه دیگر نیز در خصوص حباب وجود دارد که از مباحث تامین مالی وارد ادبیات اقتصادی شده و به موضوع انتقال ریسک و جانشینی دارایی اشاره می‌کند. در ادامه توضیح مختصری راجع به هر یک از این تئوری‌ها ارائه شده است.

1. rational bubbles
2. fiat money
3. Samuelson

۱-۱-۲. حباب در فضای اطلاعات نامتقارن با فرض محدودیت آربیتراژ

حباب در فضای اطلاعات نامتقارن زمانی به وقوع می‌پیوندد که سرمایه‌گذاران اطلاعات متفاوت اما ذهنیت (پیش‌فرض‌ها) یکسان دارند. در این گونه مدل‌ها قیمت نقشی دوگانه دارد: آنها از یک سو شاخص کمیابی و از سوی دیگر پیام‌های حاوی اطلاعات کلی سایر سرمایه‌گذاران هستند. برخلاف مدل حباب عقلایی، نیازی به اطلاع همه‌ی افراد از وجود حباب نیست. در واقع وجود حباب محدود در فضای اطلاعات متقارن امکان‌پذیر نیست. همین نبود اطلاع متقابل است که وجود حباب محدود تحت شرایط خاص را ممکن می‌سازد (آلن، موریس و پستلوایت[1]، ۱۹۹۳). این شرایط عبارتند از:

- عدم‌تقارن اطلاعات- لازم است اطلاعات سرمایه‌گذاران نامتقارن باقی بماند حتی پس از استنباط اطلاعات از قیمت و خالص مبادلات بازار. به بیان دیگر قیمت بنیادی هیچ‌گاه نباید آشکار شود.
- محدودیت آربیتراژ- برای بقای حباب محدود، سرمایه‌گذاران باید در پیش‌فروش[2] تعداد دلخواه از دارایی حداقل در یک پیشامد آتی با محدودیت روبرو باشند.

۲-۱-۲. حباب در فضای ذهنیت‌های ناهمسان با فرض محدودیت آربیتراژ

حباب زمانی که سرمایه‌گذاران ذهنیت (پیش فرض‌ها) ناهمسان داشته و با محدودیت پیش‌فروش[3] روبرو هستند نیز می‌تواند به وقوع بپیوندد. در این مدل وجود اختلاف‌نظر بین سرمایه‌گذاران بر سر قیمت دارایی (وجود حباب) امری پذیرفته شده است. برخلاف مدل اطلاعات نامتقارن، سرمایه‌گذاران اصراری بر استنباط اطلاعات سایرین از طریق قیمت ندارند. ترکیب ذهنیت ناهمسان و محدودیت پیش‌فروش می‌تواند به افزایش قیمت به سطحی بالاتر از قیمت بنیادی منجر گردد چرا که افراد خوش‌بین (سرمایه‌گذاران رفتاری) قیمت دارایی را بالا و بالاتر می‌برند و به حباب دامن می‌زنند در حالی‌که افراد بدبین (سرمایه‌گذاران عقلایی) به علت وجود محدودیت پیش‌فروش قادر به خنثی کردن آن و شکست حباب نیستند (میلر[4]، ۱۹۷۷).

۳-۱-۲. حباب در فضای آربیتراژ محدود

در این مدل برخلاف دو مدل قبل که محدودیت آربیتراژ را فرض می‌گرفتند، به موانعی که سوداگران عقلایی را از آربیتراژ در جهت اصلاح قیمت‌گذاری نادرست باز می‌دارد، اشاره شده است. حباب در فضای آربیتراژ محدود[5] زمانی به وقوع می‌پیوندد که سرمایه‌گذاران عقلایی با سوداگران رفتاری که انگیزه‌های مبادلاتی آنها تحت تأثیر احساسات و تمایلات‌شان قرار دارد، تعامل داشته باشند. طرفداران

1. Allen, Morris and Postlewaite
2. short selling
3. short-sale constraint
4. Miller
5. limited arbitrage

فرضیه بازارهای کارا عقیده دارند در چنین شرایطی حباب نمی‌تواند دوام داشته باشد چرا که سرمایه‌گذاران عقلایی اثر قیمتی رفتار سوداگران رفتاری را خنثی می‌کنند. از سوی دیگر ادبیات آربیتراژ محدود فرضیه بازارهای کارا را به چالش می‌کشد و بیان می‌کند حباب باقی می‌ماند و با ایجاد سه مانع سوداگران عقلایی را از اصلاح قیمت‌گذاری نادرست از طریق آربیتراژ باز می‌دارد. این سه مانع ریسک‌هایی هستند که در ذیل به آنها اشاره می‌شود:

- ریسک بنیادی[1]- افزایش قیمت دارایی می‌تواند به تغییر عوامل بنیادی تأثیرگذار در تعیین قیمت آن دارایی منجر گردد که این امر پیش‌فروش دارایی حباب را با ریسک همراه می‌سازد (هر چند قیمت تحت تأثیر عوامل بنیادی است اما عوامل بنیادی نیز می‌تواند تحت تأثیر قیمت قرار گیرند).
- ریسک سوداگران رفتاری- دلانگ، شلیفر، سامرز و والدمن[2] (۱۹۹۰) عقیده دارند سوداگران رفتاری می‌توانند قیمت را در آینده باز هم بالاتر برده و موقتاً به قیمت‌گذاری نادرست دامن بزنند. در این فضا پیش‌فروش دارایی حباب حتی بدون در نظر گرفتن ریسک بنیادی، مخاطره‌آمیز است. از این‌رو سوداگران عقلایی علاوه‌بر ارزش بنیادی در بلندمدت باید به تغییرات قیمت در کوتاه‌مدت هم توجه داشته باشند.
- ریسک تطابق زمانی[3]- ابرو و برانرمیر[4] (۲۰۰۳) عقیده دارند از آنجا که یک سوداگر نوعی به تنهایی نمی‌تواند بازار را به زیر بکشد، هماهنگی بین سوداگران عقلایی لازم است و این جا است که مشکل تطابق زمانی بروز می‌کند. هر سوداگر عقلایی با این انتخاب روبه‌رو است: چنانچه خیلی زود به مقابله با حباب برود سود ناشی از افزایش قیمت را از دست خواهد داد و چنانچه خیلی دیر به مقابله با حباب برود و به سرمایه‌گذاری در دارایی حباب ادامه دهد، از ناحیه‌ی شکست حباب زیان خواهد دید. هر سوداگر سعی می‌کند زمانی که سایر سوداگران به مقابله با حباب می‌روند را پیش‌بینی کند که کار دشواری است. یکی از دلالت‌های ریسک تطابق زمانی آن است که خبر اتفاقات نسبتاً غیر مرتبط می‌تواند باعث تغییرات قیمتی بزرگ شود چرا که باعث می‌شود تا سوداگران استراتژی‌های فروش خود را هماهنگ سازند.

برخلاف مدل‌های اولیه‌ی آربیتراژ محدود (دو مدل اطلاعات نامتقارن و ذهنیت‌های ناهمسان) که در آنها سوداگران عقلایی برای از بین بردن حباب به اندازه‌ی کافی سماجت نمی‌ورزند هر چند که باز هم اقدام به پیش‌فروش دارایی حباب می‌کنند، در مدل توسعه‌یافته‌ی آربیتراژ محدود، سوداگران

1. fundamental risk
2. DeLong, Shleifer, Summers and Waldmann
3. synchronization risk
4. Abreu and Brunnermeier

عقلایی ترجیح می‌دهند به جای مقابله با حباب، سوار بر آن شوند. به لحاظ تجربی نیز شواهد متقنی در حمایت از "فرضیه‌ی سوار شدن بر حباب"[1] وجود دارد.

٤-۱-۲. انتقال ریسک

این دیدگاه به مقوله انتقال ریسک[2] در ارتباط با عواملی از قبیل عدم صداقت موسسات وام رهنی و طمع ورزی موسسات ناشر اوراق با پشتوانه‌ی وام‌های رهنی[3]، صندوق‌های پوشش ریسک و موسسات رتبه‌بندی اشاره می‌کند. پدیده‌ی انتقال ریسک یا جانشینی دارایی[4] در ادبیات تأمین مالی و رتبه‌بندی اعتباری، مفهومی آشنا است اما هنوز در فضای قیمت گذاری دارایی بکار گرفته نشده است. زمانی که سرمایه‌گذاران بتوانند برای خرید دارایی‌هایی که از قبل وجود داشته وام بگیرند، انتقال ریسک سبب می‌شود تا دارایی‌های ریسکی بالاتر از ارزش بنیادی شان قیمت‌گذاری شوند که این امر باعث به وجود آمدن حباب می‌شود. این دیدگاه بیشتر مناسب توضیح حباب در کشورهای دارای سیستم مالی پیشرفته است.

۲-۲. رهیافت شناسایی حباب مسکن

هر چند تعریف حباب به نظر ساده می‌آید اما بررسی وجود یا عدم وجود آن کار بسیار دشواری است. یکی از مشکلات پیش روی پژوهش آن است که بخش عمده‌ی ادبیات حباب مربوط به حباب در بازار سهام می‌شود و مقالات پایه و شاخص در زمینه‌ی شناسایی حباب مسکن وجود ندارد. شیوه‌ی رایج در شناسایی حباب مقایسه‌ی قیمت و بنیادها[5] است. با مرور مقالاتی که به بحث حباب مسکن پرداخته‌اند، به دو تفسیر از "بنیادها" برمی‌خوریم: ارزش بنیادی[6] و عوامل بنیادی بازار[7]. ارزش بنیادی یک دارایی مالی یا کالای سرمایه‌ای به وسیله‌ی سه عامل تعیین می‌شود؛ جریان وجوه به‌دست آمده در طول زمان، ارزش دارایی در پایان دوره‌ی نگهداری و نرخ تنزیل. در استیگلیتز[8] (۱۹۹۰) به مشکلات موجود در جمع‌آوری اطلاعات مربوط به هر یک از این سه عامل برای تعیین ارزش بنیادی یک دارایی که برای مدت زمان طولانی نگهداری می‌شود، اشاره شده است. از این‌رو محققین به دنبال ادله‌ی غیرمستقیم حباب رفتند که به ارائه‌ی تفسیر دیگری از "بنیادها" منجر شد؛ لحاظ متغیرهای برونزای اقتصاد به عنوان "عوامل بنیادی بازار" بدین معنی که از رابطه‌ی بین قیمت مسکن

1. bubble riding hypothesis
2. risk shifting
3. mortgage-backed security
4. asset substitution
5. fundamentals
6. fundamental value
7. market fundamentals
8. Stiglitz

و متغیرهای اقتصادی پی به وجود یا عدم وجود حباب می‌برند. چنانچه تغییرات قیمت مسکن با تغییرات متغیرهای اقتصادی و انتقال‌های معقول منطبق باشد، وجود حباب رد می‌شود.

۳-۲. علل ایجاد حباب مسکن

در خصوص پدیده‌ی حباب باید بین عوامل زمینه‌ساز حباب، مکانیزم‌های پیش برنده‌ی حباب و علل ایجاد آن تمایز قائل شد. عوامل زمینه‌ساز حباب (شرایط، محدودیت‌ها و عواملی که باعث قیمت‌گذاری نادرست شده و یا نیروهای بازار را از اصلاح قیمت‌گذاری نادرست باز می‌دارند) در قسمت (۱-۲) شرح داده شد. در خصوص مکانیزم‌های پیش برنده‌ی حباب نیز می‌توان به سفته‌بازی و عوامل روان شناختی از قبیل حلقه‌ی قیمت- داستان- قیمت[1] و حلقه‌ی قیمت- فعالیت اقتصادی- قیمت[2] آنگونه که شیلر[3] (۲۰۰۸) بیان می‌کند و آن را ویژگی اصلی حباب‌های اخیر می‌داند، اشاره کرد. در این قسمت به بیان دیدگاه‌ها در خصوص علل ایجاد حباب خواهیم پرداخت. مطالعات خارجی که به بررسی علل ایجاد حباب پرداخته‌اند عموماً بین کشوری و توصیفی هستند برعکس مطالعات داخلی که قریب به اتفاق از تکنیک‌های اقتصادسنجی بهره گرفته‌اند. به عنوان نمونه می‌توان به کامینسکی و رینهارت[4] (۱۹۹۶) و آلن و گیل[5] (۱۹۹۸) اشاره کرد. اکثر این مطالعات به دو عامل آزادسازی مالی[6] و تصمیم آگاهانه[7] بانک مرکزی برای افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها اشاره کرده‌اند. در ایران نه شاهد آزادسازی مالی بوده‌ایم و نه رواج ابزارهای مالی جدید. در عوض دو عامل استفاده‌ی ابزاری دولت از بازار مسکن به‌عنوان کانال انتقال سیاست پولی برای ایجاد رونق اقتصادی به‌عنوان عامل درونی و افزایش درآمدهای نفتی به‌عنوان عامل بیرونی مطرح هستند.

۱-۳-۲. بازار مسکن کانال انتقال سیاست پولی

اکثر مطالعات بین کشوری از جمله آهیرن و همکاران[8] (۲۰۰۵) بازار مسکن را مسیری کلیدی برای انتقال سیاست‌های پولی می‌دانند. بخش مسکن با توجه به دارا بودن پیوندهای پیشین قوی با سایر بخش‌ها، بخش پیشرو محسوب می‌شود به این معنی که رونق در این بخش می‌تواند به رونق کل اقتصاد منجر گردد. از سوی دیگر بالا بودن نسبت ارزش مسکن به درآمد سالانه و در نتیجه اتکای خریداران مسکن به پس‌اندازهای آتی‌شان سبب می‌شود تا حجم اعتبارات مسکن نقش اساسی در تعیین تقاضای مسکن داشته باشد. این دو موضوع (پیشرو بودن بخش مسکن و وابستگی تقاضای

1. price–story–price loop
2. price–economic activity–price loop
3. Shiller
4. Kaminsky and Reinhart
5. Allen and Gale
6. financial liberalization
7. conscious decision
8. Ahearne, Ammer, Doyle, Kole and Martin

مسکن به حجم اعتبارات مسکن) سبب می‌شود تا دولت و بانک مرکزی در برخی از کشورها من جمله ایران برای ایجاد رونق اقتصادی در کشورشان به اعمال سیاست‌های پولی انبساطی (افزایش نقدینگی و افزایش اعتبارات مسکن) رو آورند.

۲-۳-۲. افزایش درآمدهای نفتی و ورود آن به بخش مسکن به شکل اعتبارات

دولت در کشورهای صادر کننده‌ی نفت می‌تواند منابع حاصل از فروش نفت را به شکل اعتبارات در اختیار خریداران مسکن قرار دهد. این امر می‌تواند باعث بروز حباب مسکن گردد همان‌گونه که در مورد نروژ و مکزیک این اتفاق در اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰ رخ داد. در ایران نیز به کرات به این موضوع اشاره شده است.

٤-۲. پیشینه‌ی تحقیق

در این قسمت ابتدا به مرور مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی صورت گرفته خواهیم پرداخت.

میخد و زمیچ[1] (۲۰۰۹) به بررسی موضوع کاهش شدید قیمت در بازار مسکن آمریکا در سال ۲۰۰۶ میلادی پرداختند. این که آیا این کاهش قیمت به‌وسیله‌ی عوامل بنیادی از قبیل درآمد شخصی، جمعیت، اجاره‌ی مسکن، ارزش بازار سهام، هزینه‌ی ساخت و نرخ بهره‌ی رهنی قابل توضیح است یا خیر. به این منظور آنان ابتدا از آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی سری‌زمانی استفاده کردند. اما از آنجا که آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی سری‌زمانی به واسطه‌ی نادیده گرفتن وابستگی بازارهای مسکن منطقه‌ای از قدرت کمی در رد فرضیه‌ی صفر وجود ریشه‌ی واحد برخوردارند، آنان از آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی پنل استفاده کردند. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پنل بر وجود حباب مسکن در آمریکا قبل از سال ۲۰۰۶ اشاره داشت.

شن، خویی و لو[2] (۲۰۰۵) به بررسی وجود حباب مسکن در شهرهای پکن و شانگهای در سال ۲۰۰۳ پرداختند. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی این دو شهر و استفاده از آزمون علیت گرنجری، تحلیل تکانه-عکس‌العمل تعمیم یافته و تخمین رگرسیون فرم ساده شده‌ی قیمت مسکن به بررسی موضوع پرداختند. آنها قیمت بنیادی مسکن در دو شهر را تخمین و جزء حباب را برآورد کردند. یافته‌های آنها اشاره به وجود حباب در شانگهای در سال ۲۰۰۳ به میزان ۲۲٪ قیمت مسکن داشت. در عوض هیچ نشانه‌ای از وجود حباب در پکن دیده نشد.

کیم و لی[3] (۲۰۰۰) برای آزمون وجود حباب قیمت مسکن در کره از آزمون هم‌جمعی بین قیمت مسکن و متغیرهای اقتصاد کلان استفاده کرده‌اند. آنان از آزمون حداکثر درست نمایی یوهانسن با استفاده از مدل خود توضیح برداری (VAR) برای آزمون هم‌جمعی استفاده کرده‌اند. نتایج آزمون

1. Mikhed and Zemcík
2. Shen, Hui and Liu
3. Kim and Lee

هم‌جمعی بین قیمت حقیقی زمین و تولید ناخالص داخلی حقیقی بر اساس داده‌های فصلی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۴ نشان از هم‌جمع بودن این دو متغیر دارد. به بیان دیگر در بلندمدت قیمت زمین به‌وسیله‌ی عوامل بنیادی بازار تعیین می‌شود و هیچ نشانه‌ای از وجود حباب در دوره‌ی زمانی ۹۹-۱۹۷۴ پیدا نشد.

بررسی پیشینه‌ی تحقیق در کشور نشان می‌دهد که بیشتر به موضوع تأثیر سیاست پولی بر حباب مسکن پرداخته شده و توجه کمتری به بحث شناسایی حباب مسکن شده است.

فلاح شمس، شریعت‌زاده و میرزاوند (۱۳۹۱) برای به‌دست آوردن قیمت بنیادی مسکن از معادله‌ی هزینه‌ی جایگزینی مسکن شامل قیمت یک مترمربع زمین، شاخص خدمات ساختمانی و شاخص عمده فروشی مصالح ساختمانی استفاده کرده‌اند. استفاده از معادله‌ی هزینه‌ی جایگزینی مسکن در برآورد قیمت بنیادی از آنجا که طرف تقاضا را نادیده می‌گیرد، درست به نظر نمی‌رسد. با توجه به زمان‌بَر بودن فرآیند ساخت مسکن و بادوام بودن آن، تقاضا نقشی اساسی در تعیین قیمت مسکن علی‌الخصوص در کوتاه‌مدت ایفاء می‌کند. علاوه بر این احتمال این که متغیر "قیمت یک مترمربع زمین" خود شامل جزء حباب باشد، زیاد است و استفاده از آن برای به‌دست آوردن قیمت بنیادی مسکن مناسب به نظر نمی‌رسد. این موضوع در مورد شاخص‌ها نیز صادق است چرا که شکل‌گیری و شکست حباب باعث ایجاد دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن می‌گردد و شاخص‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

اصلانی و خسروی (۱۳۹۱) از دو معادله استفاده کرده‌اند، یکی برای برآورد حباب مسکن و دیگری بررسی عوامل مؤثر بر آن. اکثر قریب به اتفاق مطالعات داخلی، به‌جای تخمین معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن از "نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن" برای برآورد حباب استفاده کرده‌اند. اصلانی و خسروی به‌عنوان معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن از مدل پوتربا-توبین استفاده کرده‌اند. در این مقاله اشاره‌ای به سهم حباب از قیمت مسکن نشده است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) برای برآورد معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن از روش تخمین اثرات ثابت (FE) استفاده کرده‌اند که فرض ضمنی آن همسان بودن ضرایب بین گروه‌های پنل است. این فرض بسیار محدود کننده بوده و بیشتر مناسب داده‌های خرد (با T کوچک و N بزرگ) است تا داده‌های کلان (با T و N نسبتاً بزرگ). برای آزمون فرضیه‌ی همسان بودن ضرایب بین گروه‌های پنل از آزمون قابلیت یک کاسه شدن داده‌ها[1] استفاده می‌شود که اشاره‌ای به آن نشده است. همسان فرض کردن ضرایب بین گروه‌های پنل چنانچه در واقع ناهمسان باشند تبعاتی دارد که در بخش (۳-۱-۴) به آن اشاره شده است. علاوه‌بر این قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) از "نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن"

1. poolability test

برای برآورد حباب استفاده کرده‌اند که صحیح به نظر نمی‌رسد. این نسبت تنها دیدی کلی از تحولات بازار مسکن ارائه می‌دهد و نمی‌توان تلقی روش از آن داشت. برآورد حباب می‌بایست بر اساس مدل‌های اقتصادی و با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی انجام شود.

همان‌گونه که بیان شد در اکثر مطالعات داخلی، برای شناسایی حباب از "نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن" استفاده شده که صحیح به نظر نمی‌رسد. آن دسته از مطالعات هم که از رهیافت اقتصادسنجی و مدل‌های پویا مخصوصاً مدل تصحیح خطا (ECM) برای شناسایی حباب استفاده کرده‌اند، بدون بررسی سازگاری این مدل با پدیده‌ی حباب، تنها به تخمین مدل و برآورد حباب مسکن پرداخته‌اند. این موضوع در مطالعات خارجی نیز مشاهده شده است. به گفته آلدریچ[1] (۱۹۸۹) افرادی که از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده کرده‌اند، به‌جای این که روابط را مستقیماً از تئوری‌های اقتصادی استخراج کرده و از مکانیزم تصحیح خطا به‌عنوان فرضیه تعدیل کمکی استفاده کنند و مدل پویای به‌دست آمده را تخمین بزنند، ابتدا روابط را براساس داده‌ها مدل‌سازی کرده و سپس سعی می‌کنند تا برای نتایج به‌دست آمده تعبیر اقتصادی پیدا کنند. در این پژوهش سعی شده است تعبیر اقتصادی برای به‌کارگیری مدل تصحیح خطا (ECM) در بحث شناسایی حباب ارائه شود. همچنین با توجه به وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن ایران، برای شناسایی حباب مسکن از معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن که عدم تعادل در بازار اعتبارت مسکن (جیره‌بندی اعتبارات مسکن) در آن لحاظ شده، استفاده شده است.

۳. تصریح مدل و روش تحقیق

لازمه‌ی شناسایی حباب مسکن، برآورد قیمت بنیادی مسکن است از این‌رو ابتدا به تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن خواهیم پرداخت. شیوه‌ی مرسوم در استخراج معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن استفاده از فرم ساده شده‌ی توابع عرضه و تقاضای مسکن است لکن در این پژوهش از مدل شناخته شده‌ی حداکثرسازی مطلوبیت مصرف کننده با فرض وجود دو کالا، یکی خدمات مسکن و دیگری کالای مصرفی مرکب استفاده و این مدل در مین[2] (۱۹۹۰ الف) ارائه شده است. با توجه به اعمال جیره‌بندی در بازار وام رهنی و بالا بودن نرخ تورم در ایران، قبل از استخراج معادله‌ی قیمت مسکن ارائه‌ی توضیحاتی در خصوص تأثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن ضروری به نظر می‌رسد.

1. Aldrich
2. Meen

۱-۳. تأثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن

افزایش سریع‌تر قیمت مسکن در مقایسه با سایر قیمت‌ها موضوعی است که در اغلب کشورها مشاهده شده است. یکی از توضیحات ارائه شده در این خصوص معافیت مالیاتی عایدی سرمایه‌ای واحدهای مسکونی شخصی است. این امر باعث می‌شود قیمت حقیقی مسکن نسبت به نرخ تورم حساس باشد. در واقع با افزایش نرخ تورم، قیمت حقیقی مسکن افزایش می‌یابد. این رابطه می‌تواند تحت تأثیر جیره‌بندی اعتبارات مسکن قرار گیرد. در صورت وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن، رابطه‌ی بین نرخ تورم و قیمت حقیقی مسکن نامشخص و بستگی به نحوه‌ی تأثیر تورم بر درجه‌ی اعمال جیره‌بندی دارد. نکته‌ی قابل توجه این که نرخ تورم مستقیماً در معادله‌ی قیمت مسکن وارد نمی‌شود بلکه از طریق تأثیر بر معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن (MRAT) بر قیمت حقیقی مسکن اثر می‌گذارد.

۲-۳. معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن

مطابق با مقاله‌ی مین (۱۹۹۰ الف)، شکل کلی معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن با فرض وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن اینگونه در نظر گرفته شد:

$$R_ph_{i,t} = f\left\{ R_yhh_{i,t}, nnh_{i,t}, MRAT_{i,t} \right\} \qquad (۱)$$

که در آن R_ph لگاریتم متوسط قیمت حقیقی یک مترمربع زیربنای واحد مسکونی، R_yhh لگاریتم متوسط درآمد حقیقی خانوارهای شهری، nnh لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی نوساز و MRAT معیار جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن است. این معادله می‌توانست متغیرهای دیگری از قبیل جمعیت، نرخ بهره و ثروت بخش خصوصی را نیز شامل شود لکن با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصاد ایران، از این متغیرها صرف‌نظر شد. در خصوص جمعیت از آنجا که اطلاعات مربوط به آن به شکل سری‌زمانی وجود ندارد و تنها در سرشماری‌ها اطلاعات آن ثبت شده است، از جمعیت در تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن استفاده نشد. در خصوص نرخ بهره با توجه به تغییرات کم نرخ بهره طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۰ که نتیجه دستوری بودن نظام نرخ بهره در ایران می‌باشد، این متغیر از توضیح‌دهندگی خوبی برخوردار نبوده و در تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن از آن استفاده نشد ضمن این که با توجه به وجود محدودیت در بازار سرمایه ایران، استفاده از نرخ بهره در معادله قیمت حقیقی مسکن به لحاظ نظری صحیح به‌نظر نمی‌رسد. در مدل ارائه شده توسط مین (۱۹۹۰ الف) فرض شده علی‌رغم وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن، هیچ محدودیتی در بازار سرمایه وجود ندارد. در خصوص ثروت بخش خصوصی نیز نبود اطلاعات مربوط به آن دلیل حذف این متغیر از معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن است. استفاده از "ارزش بازار سهام" به‌عنوان جایگزینی برای ارزش

ثروت بخش خصوصی با توجه به دوره‌های رونق و رکود بازار سهام می‌تواند نتایج گمراه کننده در پی داشته باشد.

لازم به ذکر است که در برخی از مقالات که از رویکرد فرم ساده شده‌ی قیمت حقیقی مسکن استفاده کرده‌اند از دو متغیر نرخ تورم (انتظاری) و درآمد نفت نیز استفاده شده که به لحاظ نظری صحیح به‌نظر نمی‌رسد. در خصوص نرخ تورم (انتظاری) باید گفت که به لحاظ نظری دو مسیر برای تأثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن وجود دارد؛ یکی تأثیر تورم بر میزان اعمال جیره‌بندی اعتبارات مسکن (اثر غیرمستقیم) و دیگری تأثیر تورم بر نرخ بهره اسمی با در نظر گرفتن مشکل "شیب دار شدن باز پرداخت اقساط وام رهنی" [1] (اثر مستقیم). اثر مستقیم از طریق حساسیت نرخ بهره اسمی به تغییرات نرخ تورم انتظاری عمل می‌کند. اما از آنجا که در نظام نرخ بهره دستوری رابطه بین نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره اسمی بر هم می‌خورد، این اثر وجود نخواهند داشت. اثر غیرمستقیم نیز همان گونه که در قسمت (۱-۳) بیان شد از طریق حساسیت معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن به تغییرات نرخ تورم عمل می‌کند. به عبارت دیگر نرخ تورم از طریق تأثیر بر معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن بر قیمت حقیقی مسکن اثر می‌گذارد. بنابراین نیازی به استفاده از نرخ تورم (انتظاری) در تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن نیست. در خصوص درآمد نفت نیز باید گفت که این درآمدها یا در قالب اعتبارات مسکن در اختیار خانوارها قرار می‌گیرد که در این صورت در متغیر MRAT انعکاس می‌یابد و یا در قالب بودجه عمرانی و جاری دولت صرف می‌شود که در این صورت موجب رونق اقتصادی شده و در متغیر R_yhh تجلی می‌یابد. از این رو درآمد نفت به عنوان یک متغیر مستقل در معادله قیمت حقیقی مسکن منظور نشد.

۳-۳. تصریح شکل پویای معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن

هر چند کارایی بازار می‌طلبد که رابطه‌ی (۱) در تمامی دوره‌ها برقرار باشد، اما لحاظ افق زمانی کوتاه‌مدت[2] در تصمیم‌گیری‌ها و علی‌الخصوص وجود حباب قیمتی باعث می‌شود تا وقفه‌ی متغیرها نقشی تعیین‌کننده داشته و حرکت به سوی تعادل به کندی صورت گیرد. در چنین شرایطی می‌توان از دو مدل خود توضیح با وقفه‌ی گسترده[3] (ARDL) و مدل خود توضیح برداری[4] (VAR) استفاده کرد. البته باید یادآور شد که برخی از روش‌های تخمین بردارهای هم‌جمعی (مدل‌های هم‌جمعی ایستا) از قبیل حداقل مربعات معمولی پویا[5] (DOLS) نیز ماهیتاً پویا هستند.

1. tilting of real mortgage repayments
2. myopia
3. Auto-Regressive Distributed Lag
4. Vector Autoregressive
5. Dynamic Ordinary Least Square

در ادبیات اقتصادی دو تعبیر از مدل تصحیح خطا[1] (ECM) وجود دارد، یکی تعبیر هندری[2] به‌عنوان پارامتربندی مجدد مدل خود توضیح با وقفه‌ی گسترده (ARDL) و دیگری تعبیر گرنجر[3] به عنوان روشی برای ارائه‌ی شکل متفاوتی از مدل خود توضیح برداری (VAR) به گونه‌ای که شامل بردار هم‌جمعی باشد. در این مقاله سعی شده اولاً از هر دو شکل مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شود و ثانیاً توجیه اقتصادی برای بکارگیری آن در بحث حباب مسکن ارائه شود.

۱-۳-۳. مدل خود توضیح با وقفه‌ی گسترده (ARDL)

الگوی خود توضیح با وقفه‌ی گسترده (ARDL) برای معادله‌ی قیمت حقیقی مسکن (رابطه‌ی ۱) با در نظر گرفتن سه وقفه عبارت است از:

$$\begin{aligned} R_ph_{i,t} &= \sum_{j=1}^{3} \lambda_{i,j} R_ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{3} \delta_{i,j+1} R_yhh_{i,t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{3} \delta_{i,j+5} nnh_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{3} \delta_{i,j+9} MRAT_{i,t-j} + \\ &+ \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی بالا ضرایب ناهمسان در نظر گرفته شده‌اند. متغیرهای R_ph، R_yhh، nnh و MRAT قبلاً و در ذیل رابطه‌ی (۱) معرفی شده‌اند. μ و λ به‌ترتیب اثر خاص گروه[4] و اثر خاص زمان[5] هستند. استفاده از حروف کوچک در نام متغیر نشانه‌ی لگاریتم متغیر و پیشوند _R نشانه‌ی حقیقی بودن آن است. فرم تصحیح خطای رابطه‌ی بالا عبارت است از:

$$\begin{aligned} DR_ph_{i,t} &= \sum_{j=1}^{2} \lambda^{*}_{i,j} DR_ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+1} DR_yhh_{i,t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+4} D_nnh_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+7} D_MRAT_{i,t-j} + \\ &+ \phi_i \left[R_ph_{i,t-1} - \frac{\beta_{i,1}}{\phi_i} R_yhh_{i,t} - \frac{\beta_{i,2}}{\phi_i} nnh_{i,t} - \frac{\beta_{i,3}}{\phi_i} MRAT_{i,t} \right] + \\ &+ \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۳)$$

پیشوند _D نشانه‌ی تفاضل مرتبه اول است.[6]

1. Error Correction Model
2. Hendry
3. Granger
4. individual-specific effect
5. time-specific effect

۶. پیشوند _DR نشانه تفاضل مرتبه اول مقدار حقیقی متغیر است.

پارامترهای رابطه‌ی (۳) بر حسب پارامترهای رابطه‌ی (۲) عبارتند از:

$$\lambda^{*}_{i,j} = -\sum_{m=j+1}^{3} \lambda_{i,m} \ , \ j=1,2 \quad ; \quad \delta^{*}_{i,j+1} = -\sum_{m=j}^{2} \delta_{i,m+2} \ , \ j=0,1,2$$

$$\delta^{*}_{i,j+4} = -\sum_{m=j}^{2} \delta_{i,m+6} \quad ; \quad \delta^{*}_{i,j+7} = -\sum_{m=j}^{2} \delta_{i,m+10} \ , \ j=0,1,2$$

$$\phi_i = \sum_{j=1}^{3} \lambda_{i,j} - 1 \qquad ; \qquad \beta_{i,k} = \sum_{j=0}^{3} \delta_{i,j+1+4(k-1)} \ , \ k=1,2,3$$

در رابطه‌ی (۳) ضرایب اعم از بلندمدت و کوتاه‌مدت ناهمسان فرض شده‌اند. پسران و همکاران[1] (۱۹۹۹) برای تخمین این شکل خاص از مدل تصحیح خطا (ECM) تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه[2] (MG) را ارائه داده‌اند. همچنین می‌توان حالتی را در نظر گرفت که در آن ضرایب بلندمدت همسان اما ضرایب کوتاه‌مدت ناهمسان باشند. در این حالت رابطه‌ی (۳) به این صورت در خواهد آمد:

$$\begin{aligned} DR_ph_{i,t} = & \sum_{j=1}^{2} \lambda^{*}_{i,j} \, DR_ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+1} \, DR_yhh_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+4} \, D_nnh_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{i,j+7} \, D_MRAT_{i,t-j} + \\ & + \phi \left[R_ph_{i,t-1} - \frac{\beta_1}{\phi} R_yhh_{i,t} - \frac{\beta_2}{\phi} nnh_{i,t} - \frac{\beta_3}{\phi} MRAT_{i,t} \right] + \\ & + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۴)$$

پسران و همکاران (۱۹۹۹) برای تخمین این شکل از مدل تصحیح خطا (ECM) تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه یک کاسه شده[3] (PMG) را ارائه داده‌اند. یک حالت دیگر هم قابل تصور است که در آن هم ضرایب بلندمدت و هم ضرایب کوتاه‌مدت همسان باشند. در این حالت رابطه‌ی (۳) به این صورت در خواهد آمد:

$$\begin{aligned} DR_ph_{i,t} = & \sum_{j=1}^{2} \lambda^{*}_{j} \, DR_ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{j+1} \, DR_yhh_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{j+4} \, D_nnh_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \delta^{*}_{j+7} \, D_MRAT_{i,t-j} + \\ & + \phi \left[R_ph_{i,t-1} - \frac{\beta_1}{\phi} R_yhh_{i,t} - \frac{\beta_2}{\phi} nnh_{i,t} - \frac{\beta_3}{\phi} MRAT_{i,t} \right] + \\ & + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۵)$$

1. Pesaran, Shin and Smith
2. Mean Group estimator
3. Pooled Mean Group estimator

برای تخمین این شکل از مدل تصحیح خطا (ECM) از تخمین‌زننده‌ی اثرات ثابت پویا[1] (DFE) استفاده می‌شود.

۲-۳-۳. مدل خود توضیح برداری (VAR)

آبراهام و هندرشات[2] (۱۹۹۶) تعبیر اقتصادی برای کاربرد مدل تصحیح خطا (ECM) در بحث حباب مسکن ارائه داده‌اند. آنها عوامل تعیین کننده‌ی رشد قیمت حقیقی مسکن را به دو گروه تقسیم کرده‌اند: یک گروه آنهایی که رشد قیمت حقیقی بنیادی مسکن را توضیح می‌دهند و گروه دیگر آنهایی که برای توضیح فرآیند تعدیل به سوی قیمت حقیقی بنیادی و یا انحراف از آن منظور می‌شوند. گروه اول شامل رشد درآمد حقیقی، رشد مسکن نوساز و تغییرات نرخ بهره‌ی حقیقی می‌شود. گروه دوم نیز شامل وقفه‌ی رشد قیمت حقیقی مسکن و تفاوت بین قیمت حقیقی بنیادی و واقعی می‌شود.

کیس و شیلر[3] (۱۹۸۹) از وقفه‌های قیمت در رگرسیون قیمت حقیقی مسکن استفاده کردند. آنان پی بردند که ضریب وقفه‌ی یک دوره‌ای قیمت دارای علامت مثبت و به لحاظ آماری معنادار و ضریب وقفه‌ی دو دوره‌ای قیمت دارای علامت منفی و به لحاظ آماری بی معنا است. آنان وقفه‌ی یک دوره‌ای قیمت مسکن را جایگزینی برای عامل ایجاد کننده‌ی حباب و وقفه‌ی دو دوره‌ای قیمت مسکن را جایگزینی برای گرایش غایی حباب به شکستن تلقی کردند. آبراهام و هندرشات (۱۹۹۶) عقیده دارند هر چه حباب بزرگ‌تر می‌شود، احتمال شکست آن نیز بیشتر می‌شود و این جنبه از موضوع حباب از دید کَیس و شیلر (۱۹۸۹) مخفی مانده. آنان از اختلاف بین قیمت واقعی و قیمت بنیادی مسکن به‌عنوان جایگزینی برای گرایش غایی حباب به شکست استفاده کردند. به این ترتیب می‌توان استفاده از وقفه‌ی یک دوره‌ای قیمت مسکن به عنوان جایگزینی برای عامل "ایجاد کننده‌ی حباب" [4] را دستاورد کیس و شیلر (۱۹۸۹) و استفاده از اختلاف بین قیمت واقعی و قیمت بنیادی مسکن به عنوان جایگزینی برای عامل "شکننده‌ی حباب" [5] را دستاورد آبراهام و هندرشات (۱۹۹۶) دانست.

به این ترتیب هماهنگ با آبراهام و هندرشات (۱۹۹۶) و با توجه به رابطه‌ی (۱)، رشد قیمت حقیقی بنیادی مسکن (DR_ph^*) را تابعی از رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی خانوارها (DR_yhh)، رشد عرضه‌ی مسکن نوساز (D_nnh) و تغییرات معیار جیره‌بندی (D_MRAT) در نظر می‌گیریم:

1. Dynamic Fixed Effects estimator
2. Abraham and Hendershott
3. Case and Shiller
4. bubble builder
5. bubble burster

$$DR_ph^{*}_{i,t} = \mu_i + \alpha_{1,i}\, DR_yhh_{i,t} + \alpha_{2,i}\, D_nnh_{i,t} + \alpha_{3,i}\, MRAT_{i,t} \qquad (۶)$$

و مدل تصحیح خطا را این گونه تعریف می‌کنیم:

$$\begin{aligned} DR_ph_{i,t} = {} & \mu_i + \alpha_{1,i}\, DR_yhh_{i,t} + \alpha_{2,i}\, D_nnh_{i,t} + \alpha_{3,i}\, MRAT_{i,t} \\ & + \lambda_{1,i}\, DR_ph_{i,t-1} + \lambda_{2,i}\left(R_ph_{i,t-1} - R_ph^{*}_{i,t} \right) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad (۷)$$

انتظار می‌رود λ_1 مثبت و λ_2 منفی باشد به این معنی که در صورت ثابت بودن سایر شرایط، هر چه رشد قیمت حقیقی در دوره‌ی قبل ($DR_ph_{i,t-1}$) بزرگتر و یا اختلاف بین قیمت حقیقی واقعی و قیمت حقیقی بنیادی در دوره‌ی قبل $\left(R_ph_{i,t-1} - R_ph^{*}_{i,t} \right)$ کوچک‌تر باشد، رشد قیمت حقیقی واقعی در دوره‌ی جاری بزرگ‌تر خواهد بود.

٤. تخمین مدل و یافته‌های تحقیق

در این بخش سعی شده برای هر یک از دو فرم مدل تصحیح خطا (ECM) از رویکرد و تخمین زننده‌ی مناسب آن استفاده شود. برای حالتی که متغیرها برونزا هستند[۱]، پسران و همکاران[۲] (۱۹۹۹) دو تخمین‌زننده‌ی ناهمسان میانگین گروه (MG) و میانگین گروه یک کاسه شده (PMG) را برای تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) ارائه داده‌اند. برای حالتی که متغیرها درونزا هستند، تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح برداری (VAR) با استفاده از داده‌های پنل و رویکرد گرنجر[۳] آنگونه که در داده‌های سری‌زمانی رایج است، امکان‌پذیر نیست چرا که تخمین‌زننده‌ی حداقل مربعات معمولی (OLS) که در مرحله‌ی اول استفاده می‌شود، علی‌رغم این که فوق سازگار[۴] است، اما به دلیل وجود درونزایی رگرسورها دارای تورش درجه دوم[۵] است که مجانباً نیز از بین نمی‌رود. برای این حالت آبراهام و هندرشات[۶] (۱۹۹۶) روشی را ارائه داده‌اند که با ایده‌ی وجود حباب شکننده در بازار مسکن نیز سازگار است.

در این قسمت و قبل از پرداختن به آزمون‌ها و تخمین‌ها، ذکر نکاتی در خصوص داده‌های مقاله را ضروری می‌دانم. یکی از مشکلات پیش روی پژوهش، نبود داده‌های منطقه‌ای مناسب و یک دست با

---

۱. فرض برونزایی در پنل‌های هم‌جمعی پویا خیلی قوی‌تر از فرض برونزایی در پنل‌های هم‌جمعی ایستا است چرا که این فرض می‌طلبد که در پنل‌های هم‌جمعی پویا، هیچ بازخورد پویایی با هیچ فاصله زمانی وجود نداشته باشد.

2. Pesaran, Shin and Smith
3. Granger
4. superconsistent
5. second order bias
6. Abraham and Hendershott

تناوب یکسان است. به‌عنوان مثال برخی از داده‌ها در سطح شهر و برخی دیگر در سطح شهرستان وجود دارند. برخی فصلی و برخی دیگر نیمه‌ای[1] تولید شده‌اند. برخی با استفاده از اطلاعات کل جامعه‌ی آماری و برخی دیگر از طریق نمونه‌گیری ایجاد شده‌اند. با این وجود سعی شده از مناسب‌ترین داده‌های موجود استفاده شود. داده‌های مورد نیاز از طریق مراجعه به نشریات و گزارش‌های بانک مرکزی، مرکز آمار و بانک مسکن گردآوری شده است.

در این قسمت ابتدا راجع به دو موضوع روند زمانی و همبستگی مقطع‌زمانی در فرآیند ایجاد داده‌ها توضیح مختصری بیان و سپس آزمون‌ها و تخمین‌ها ارائه می‌شود. در اکثر مقالات فرض می‌شود متغیرها بدون رانش[2] هستند اما باید توجه داشت که بسیاری از متغیرهای اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی با فرایند جمعی مرتبه‌ی اول با رانش بهتر توصیف می‌شوند. عدم تفکیک جزء روند (جزء متعیین) و جزء سیکلی (جزء تصادفی) متغیرها و کار با داده‌های خام باعث بروز مشکلاتی می‌شود که در کائو[3] (۱۹۹۹) به آن اشاره شده. از این رو برخی از محققین من جمله وسترلاند[4] (۲۰۰۷) جزء متعیین متغیرها را کنار گذاشته و روابط را بین جزء تصادفی آنها تعریف می‌کنند. این کار معادل استفاده از داده‌های روند زدایی (detrend) شده به جای داده‌های خام است. در این پژوهش نیز از داده‌های روند زدایی (detrend) شده، استفاده شده است. عامل‌های متعیین نوعاً شامل جزء ثابت و روند زمانی خطی می‌شوند اما داده‌های این پژوهش بعضاً دارای روند زمانی درجه‌ی دو و سه هستند[5] که این امر کار با داده‌های خام را مشکل می‌کند. موضوع دیگر همبستگی مقطع‌زمانی در فرآیند ایجاد داده‌ها است. همبستگی مقطع‌زمانی در تعداد اندکی از آزمون‌ها و تخمین‌زننده‌های پنل لحاظ شده است. به عنوان مثال از بین آزمون‌های ریشه‌ی واحد می‌توان به آزمون ADF به لحاظ مقطع‌زمانی تعمیم یافته[6] (CADF) در پسران[7] (۲۰۰۳) و از بین تخمین‌زننده‌ها به تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه اثرات مشترک همبسته[8] (CCEMG) در پسران (۲۰۰۶) اشاره کرد. در اکثر موارد روشی که برای غلبه بر مشکل همبستگی مقطع‌زمانی استفاده می‌شود، حذف میانگین مقطع‌زمانی داده‌ها است که به آن میانگین زدایی (demean) کردن گفته می‌شود. در این پژوهش نیز برای بکار بستن آزمون‌ها و تخمین‌زننده‌هایی که همبستگی مقطع‌زمانی در آنها لحاظ نشده از داده‌های میانگین‌زدایی (demean) شده استفاده شده است.

1. semiannual
2. drift
3. Kao
4. Westerlund

۵. به‌عنوان مثال می‌توان به نمودار (۱) رجوع کرد.

6. Cross Sectionally Augmented ADF
7. Pesaran
8. Common Correlated Effects Mean Group estimator

با توجه به مطالب بیان شده، در این مقاله از دو مجموعه داده استفاده شده، یکی داده‌هایی که روند زمانی آنها حذف شده با پسوند DT_ و دیگری داده‌هایی که میانگین مقطع‌زمانی آنها حذف شده با پسوند DM_. مشکل همبستگی مقطع‌زمانی در داده‌های روند زدایی (detrend) شده جدی است لکن در داده‌های میانگین زدایی (demean) شده قابل اغماض است. داده‌های مربوط به معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن در ایران (MRAT) از مقاله‌ی ختائی، خیابانی و رجبی (۱۳۹۴) گرفته شده است.

۱-٤. تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL)

قبل از تخمین مدل لازم است متغیرها را از حیث مانا بودن مورد بررسی قرار داد.

۱-۱-٤. آزمون ریشه‌ی واحد پنل

در صورت استفاده از داده‌های روند زدایی (detrend) شده، با توجه به وجود همبستگی مقطع‌زمانی در داده‌ها باید از آزمون ریشه‌ی واحد ADF به لحاظ مقطع‌زمانی تعمیم یافته (CADF) در پسران (۲۰۰۳) که همبستگی مقطع‌زمانی در آن لحاظ شده، استفاده کرد. تعداد وقفه‌ها نقش به سزایی در رد یا قبول فرضیه‌ی صفر ایفاء می‌کند. کیس و شیلر[1] (۱۹۸۹) استفاده از دو وقفه را پیشنهاد می‌کنند. بر اساس نتایج آزمون ریشه‌ی واحد CADF، سری R_ph_DT نامانا و تفاضل مرتبه‌ی اول آن مانا هستند. بنابراین سری R_ph_DT جمعی از مرتبه‌ی اول (I(1)) است. سری‌های R_yhh_DT، nnh_DT و MRAT_DT نیز جمعی از مرتبه‌ی اول (I(1)) هستند. پیشوند D_ نشانه تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر است. برای متغیرهای حقیقی که دارای پیشوند R_ هستند، از پیشوند DR_ استفاده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد CADF برای داده‌های روندزدایی (detrend) شده

متغیر	تعداد وقفه	آماره‌ی Z_t-bar	سطح احتمال
R_ph_DT	۲	-۰/۹۳۹۳	۰/۱۷۳۸
DR_ph_DT	۲	-۸/۲۱۹۶	۰/۰۰۰۱
R_yhh_DT	۲	۱/۳۳۸۰	۰/۹۱۰۰
DR_yhh_DT	۲	-۵/۴۰۴۰	۰/۰۰۰۱
nnh_DT	۲	۰/۱۷۳۰	۰/۵۶۹۰
D_nnh_DT	۲	-۱۳/۵۹۸۰	۰/۰۰۰۱
MRAT_DT	۲	-۱/۲۷۶۰	۰/۱۰۱۰
D_MRAT_DT	۲	-۵/۵۹۲۰	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

در صورت استفاده از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده، با توجه به عدم وجود همبستگی

1. Case and Shiller

مقطع‌زمانی در داده‌ها می‌توان از دو آزمون ریشه‌ی واحد IPS (ایم، پسران و شین[1]، ۲۰۰۳) و LLC (لوین، لین و چو[2]، ۲۰۰۲) استفاده کرد. بر اساس نتایج آزمون ریشه‌ی واحد IPS، سری R_ph_DM نامانا و تفاضل مرتبه‌ی اول آن مانا هستند. بنابراین سری R_ph_DM جمعی از مرتبه‌ی اول ((I(1)) است. سری‌های R_yhh_DM و nnh_DM نیز جمعی از مرتبه‌ی اول ((I(1)) هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد IPS برای داده‌های میانگین‌زدایی (demean) شده

متغیر	تعداد وقفه	آماره‌ی W_t-bar	سطح احتمال
R_ph_DM	۲	۰/۱۵۵۳	۰/۵۶۱۷
DR_ph_DM	۲	-۱۰/۶۸۷۰	۰/۰۰۰۱
R_yhh_DM	۲	-۰/۳۳۹۰	۰/۳۶۷۳
DR_yhh_DM	۲	-۸/۱۱۲۲	۰/۰۰۰۱
nnh_DM	۲	-۰/۴۳۵۲	۰/۳۳۱۷
D_nnh_DM	۲	-۱۵/۳۴۹۰	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که نتایج آزمون ریشه‌ی واحد LLC دور از انتظار است؛ به عنوان مثال تفاضل مرتبه‌ی اول سری R_ph_DM نامانا تشخیص داده می‌شود. دلیل این امر می‌تواند برقرار نبودن فرض اساسی این آزمون یعنی همسان بودن ضرایب باشد.

۲-۱-٤. آزمون هم‌جمعی پنل

با توجه به نامانا بودن سری‌ها، قبل از تخمین رگرسیون (۳) باید از هم‌جمع بودن آنها مطمئن شد. چنانچه از داده‌های روند زدایی (detrend) شده استفاده شود، با توجه به وجود همبستگی مقطع‌زمانی در سری‌های R_ph_DT، R_yhh_DT، nnh_DT و MRAT_DT می‌بایست از آزمون هم‌جمعی وسترلاند[3] (۲۰۰۷) استفاده کرد چرا که همبستگی مقطع‌زمانی در آن لحاظ شده است. نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلاند (۲۰۰۷) در مجموع حکایت از هم‌جمع بودن متغیرها دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Im, Pesaran and Shin
2. Levin, Lin and Chu
3. Westerlund

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلاند (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های روندزدایی (detrend) شده

آماره	وقفه	پیشه[1]	مقدار آماره	سطح احتمال	سطح احتمال با ۳۰۰ تکرارِ خود راه انداز[2]، [3]
Z_Gt	۲	۰	-۱/۴۶۳	۰/۰۷۲۰	۰/۱۳۰۰
Z_Ga	۲	۰	-۳/۵۶۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۳۰۰
Z_Pt	۲	۰	-۱/۹۹۳	۰/۰۲۳۰	۰/۰۴۰۰
Z_Pa	۲	۰	-۶/۰۶۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

چنانچه از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده استفاده شود، با توجه به عدم وجود همبستگی مقطع‌زمانی در سری‌های R_ph_DM، R_yhh_DM و nnh_DM می‌توان از دو آزمون هم‌جمعی کائو[4] (۱۹۹۹) و پدرونی[5] (۲۰۰۴) استفاده کرد. آماره‌های آزمون هم‌جمعی همسان کائو (۱۹۹۹) حکایت از هم‌جمع بودن متغیرها در رگرسیون (۳) دارد. آماره‌های آزمون هم‌جمعی ناهمسان پدرونی (۲۰۰۴) نیز هم‌جمع بودن متغیرها در رگرسیون (۳) را تایید می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. lead
2. bootstrap
۳. این سطوحِ احتمال در برابر وجود عامل‌های مشترک در سری‌های زمانی که باعث ایجاد همبستگی مقطع‌زمانی می‌شود، مقاوم است.
4. Kao
5. Pedroni

جدول ٤: نتایج آزمون هم‌جمعی کائو (۱۹۹۹) و پدرونی (۲۰۰٤) با استفاده از داده‌های میانگین‌زدایی (demean) شده

آزمون	آماره	برونزا یا درونزا بودن متغیرها	همسان یا ناهمسان بودن ضرایب	وجود یا عدم وجود همبستگی سریالی	مقدار آماره	سطح احتمال
کائو (۱۹۹۹)	DF_t	برونزا	همسان	عدم وجود همبستگی سریالی	-۸/۵۲۱۰	۰/۰۰۰۱
//	DF_ρ	برونزا	همسان	عدم وجود همبستگی سریالی	-۱۸/۲۶۴۸	۰/۰۰۰۱
//	DF_t^*	درونزا	همسان	وجود همبستگی سریالی	-۸/۷۸۸۸	۰/۰۰۰۱
//	DF_ρ^*	درونزا	همسان	وجود همبستگی سریالی	-۲۳/۸۸۲۴	۰/۰۰۰۱
پدرونی (۲۰۰۴)	$Z_{\hat{v}_{NT}}$	درونزا	ناهمسان	وجود همبستگی سریالی	۱۶/۱۹۳۱	***
//	$Z_{\hat{\rho}_{NT}-1}$	درونزا	ناهمسان	وجود همبستگی سریالی	-۹/۶۱۴۳	***
//	$Z_{\hat{t}_{NT}}$	درونزا	ناهمسان	وجود همبستگی سریالی	-۶/۹۶۶۵	***
//	$\widetilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT}-1}$	درونزا	ناهمسان	وجود همبستگی سریالی	-۸/۵۶۶۷	***
//	$\widetilde{Z}_{\hat{t}_{NT}}$	درونزا	ناهمسان	وجود همبستگی سریالی	-۷/۳۷۹۶	***

منبع: محاسبات تحقیق

(*** اشاره به معنادار بودن در سطح احتمال ۰/۰۱ دارد.)

۳-۱-٤. آزمون همسان بودن ضرایب

انگیزه‌ی اصلی از یک کاسه کردن داده‌های سری‌زمانی مربوط به گروه‌های پنل، گسترش دامنه‌ی داده‌ها برای به‌دست آوردن تخمین‌های بهتر و قابل اعتمادتر از پارامترهای مدل است. لکن این سوال پیش می‌آید که آیا اساساً می‌توان داده‌ها را یک کاسه کرد یا خیر؟ در داده‌های پنل ناهمسان، چهار روشِ تخمین کاربرد وسیعی پیدا کرده‌اند؛ "یک کاسه کردن داده‌ها"[1]، "میانگین گرفتن از تخمین گروه‌ها"[2]، "مجموع گرفتن روی بعد مقطع‌زمانی"[3] و "مجموع گرفتن روی بعد سری‌زمانی"[4]. از بین این چهار روش، تنها دو روش اول ماهیت پنل دارند. تخمین‌زننده‌هایی که در آنها از روش "یک کاسه کردن داده‌ها" استفاده می‌شود به تخمین‌زننده‌های پنل همسان[5] و تخمین‌زننده‌هایی که در آنها از روش "میانگین گرفتن از تخمین گروه‌ها" استفاده می‌شود به تخمین‌زننده‌های پنل ناهمسان[6] معروف هستند.

1. pooling
2. averaging group estimates
3. aggregating
4. cross-section regression
5. homogeneous panel estimators
6. heterogeneous panel estimators

زِلنر[1] (۱۹۶۹) نشان داد در مدل‌های ایستا چنانچه رگرسورها مانا و قویاً برونزا بوده و ضرایب به شکل تصادفی و مستقل از رگرسورها و جمله‌ی اخلال بین گروه‌ها توزیع شده باشند، تخمین‌زننده‌های همسان و ناهمسان تخمین‌هایی بدون تورش از میانگین ضرایبِ گروه‌ها ارائه می‌دهند. از سوی دیگر پسران و اسمیت[2] (۱۹۹۵) نشان دادند در مدل‌های پویا چنانچه رگرسورها مانا و قویاً برونزا بوده و ضرایب به شکل تصادفی و مستقل از رگرسورها و جمله‌ی اخلال بین گروه‌ها توزیع شده باشند، تخمین‌زننده‌های ناهمسان، سازگار و تخمین‌زننده‌های همسان، ناسازگار هستند. به بیان دیگر در مدل‌های پویا، همسان فرض کردن ضرایب بین گروه‌های پنل چنانچه در واقع ناهمسان باشند سبب می‌شود تخمین‌های به‌دست آمده ناسازگار باشند. علاوه بر این پسران و اسمیت (۱۹۹۵) نشان دادند در مدل‌های هم‌جمعی ایستا، همسان گرفتن ضرایب ناهمسان سبب می‌شود ماهیت رگرسیون تغییر کند و رگرسیون هم‌جمعی به رگرسیون کاذب بدل شود. به عبارت دیگر رگرسیون یک کاسه شده[3] با یکسان گرفتن بردار ضرایب هم‌جمعی گروه‌ها، باقیمانده‌هایی ایجاد می‌کند که از یک جزء مانا و یک جزء نامانا (جمعی از مرتبه‌ی اول، I(1)) تشکیل شده است.

با توجه به مطالب بیان شده لازم است قبل از تخمین مدل، همسان یا ناهمسان بودن ضرایب را آزمون کرد و چنانچه ضرایب ناهمسان بودند، از تخمین‌زننده‌های ناهمسان استفاده کرد. برای انتخاب تصریح مناسب برای مدل تصحیح خطا (ECM) از بین سه تصریح ارائه شده (روابط ۳، ۴ و ۵) از آزمون همسان بودن ضرایب استفاده می‌شود. این آزمون در مدل تصحیح خطا (ECM) شامل دو مرحله است؛ در مرحله‌ی اول برای آزمون همسان بودن ضرایب کوتاه‌مدت با فرض همسان بودن ضرایب بلندمدت، از باقیمانده‌های دو تخمین‌زننده‌ی اثرات ثابت پویا (DFE) و میانگینِ گروه یک کاسه شده (PMG) استفاده شد. با توجه به این که در هیچ یک از این تخمین‌زننده‌ها، همبستگی مقطع‌زمانی لحاظ نشده، از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده استفاده شد. آماره‌ی آزمون عبارت است از:

$$F_{(۹۶, ۱۱۳۷)} = ۱/۹۹۰۶ \ (۰/۰۰۰۱)$$

عدد داخل پرانتز، سطح احتمال مربوطه است. با توجه به رد فرضیه‌ی همسان بودن ضرایب کوتاه‌مدت با فرض همسان بودن ضرایب بلندمدت، در مرحله‌ی دوم برای آزمون همسان بودن ضرایب بلندمدت با فرض ناهمسان بودن ضرایب کوتاه‌مدت، از باقیمانده‌های دو تخمین‌زننده‌ی میانگینِ گروه یک کاسه شده (PMG) و میانگینِ گروه (MG) استفاده شد. آماره‌ی آزمون عبارت است از:

1. Zellner
2. Pesaran and Smith
3. pooled regression

$F_{(۳۲, ۱۱۰۵)} = ۲/۰۵۶۳ \ (۰/۰۰۰۵)$

نتایج حکایت از رد فرضیه‌ی همسان بودن ضرایب بلندمدت با فرض ناهمسان بودن ضرایب کوتاه‌مدت دارد. بنابراین هم ضرایب بلندمدت و هم ضرایب کوتاه‌مدت ناهمسان هستند و رابطه‌ی (۳) تصریح مناسبی برای مدل تصحیح خطا است.

٤-۱-٤. تخمین مدل

با توجه به نتایج آزمون همسان بودن ضرایب، ضرایب مدل هم‌جمعی پنل پویا (فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL)) اعم از بلندمدت و کوتاه‌مدت ناهمسان در نظر گرفته شد (رابطه‌ی ۳). به این ترتیب می‌بایست از تخمین‌زننده‌ی ناهمسان یا میانگین گروه (MG) استفاده شود که نتایج آن در جدول ذیل آمده است:

جدول ۵: تخمین رگرسیون (۳) با استفاده از داده‌های میانگین‌زدایی (demean) شده و تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه (MG)

متغیر	وقفه	ضریب	آماره‌ی z	سطح احتمال
R_yhh_DM	–	۰/۲۸۵۱	۲/۳۳	۰/۰۲۰
nnh_DM	–	۰/۰۹۷۲	۲/۲۲	۰/۰۲۷
جزء تصحیح خطا[1]	–	−۰/۴۶۲۹	−۱۳/۰۱	۰/۰۰۱
DR_ph_DM	۱	۰/۶۸۲۶	۲۷/۵۸	۰/۰۰۱
DR_yhh_DM	–	۰/۳۴۳۵	۳/۰۲	۰/۰۰۳
//	۱	−۰/۳۵۴۷	−۲/۷۰	۰/۰۰۷
D_nnh_DM	–	۰/۰۳۸۳	۰/۹۴	۰/۳۴۸
//	۱	−۰/۱۱۳۸	−۲/۵۱	۰/۰۱۲

منبع: محاسبات تحقیق

به این ترتیب برای به‌دست آوردن مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن با استفاده از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده، از رابطه زیر استفاده شد:

$$\hat{R_ph_DM}_{i,t} = 0.2850.R_yhh_DM_{i,t} + 0.0971.nnh_DM_{i,t}$$

ضرایب دارای علامت مورد انتظار هستند. لازم به ذکر است که همبستگی مقطع‌زمانی در معیار جیره‌بندی اعتبارت مسکن (MRAT) بسیار بالا است. از این‌رو نمی‌توان از روش میانگین زدایی (demean) کردن برای رفع مشکل همبستگی مقطع‌زمانی آن استفاده کرد چرا که با این روش تقریباً تمامی اطلاعات موجود در سری از دست خواهد رفت. به همین دلیل زمانی که از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده استفاده می‌شود، از این متغیر استفاده نمی‌شود.

1. error correction component

۵-۱-٤. برآورد جزء حباب قیمت مسکن

حال باید به کمک تخمین‌های به‌دست آمده، مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن را برآورد و جزء حباب را محاسبه کرد اما قبل از آن ذکر یک نکته ضروری به نظر می‌رسد. برای محاسبه‌ی جزء حباب، زمانی که از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده استفاده می‌کنیم، علاوه بر تخمین‌های به‌دست آمده از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده، به تخمین‌های به‌دست آمده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده که با پسوند DT_avg_ نشان داده می‌شوند هم نیاز است.

جدول ٦: تخمین رگرسیون (۳) با استفاده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روندزدایی (detrend) شده

متغیر	وقفه	ضریب	آماره‌ی z	سطح احتمال
R_ph_DT_avg	۱	-۰/۱۹۱۲	-۵/۶۲	۰/۰۰۱
R_yhh_DT_avg	-	۰/۱۷۸۴	۱/۶۷	۰/۰۴۷
nnh_DT_avg	-	۰/۰۹۰۶	۳/۲۰	۰/۰۰۲
MRAT_DT_avg	-	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۹	۰/۹۳۰
جزء تصحیح خطا	-	-۰/۱۹۱۲	-۵/۶۲	۰/۰۰۱
DR_ph_DT_avg	۱	۰/۷۶۴۰	۱۰/۲۳	۰/۰۰۱
DR_yhh_DT_avg	-	۱/۰۲۹۸	۴/۴۲	۰/۰۰۱
//	۱	-۰/۷۷۵۱	-۲/۸۵	۰/۰۰۶
//	۲	۰/۱۴۲۱	۰/۵۶	۰/۵۷۴
D_nnh_DT_avg	-	-۰/۰۸۳۲	-۱/۱۵	۰/۲۵۵
D_MRAT_DT_avg	-	-۰/۱۷۹۳	-۱/۶۶	۰/۱۰۲
//	۱	۰/۱۶۳۷	۱/۳۲	۰/۱۹۳

منبع: محاسبات تحقیق

نکته‌ی قابل توجه اینکه ضریب معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن نزدیک به صفر (۰/۰۰۲۷-) است که علت آن می‌تواند کوچک بودن سهم اعتبارت مسکن از کل مبادلات بخش مسکن باشد. برای به‌دست آوردن مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن با استفاده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده، از رابطه زیر استفاده شد،

$$\hat{R_ph_DT_avg}_t = 0.9331 . R_yhh_DT_avg_t + 0.4736 . nnh_DT_avg_t$$

در رابطه‌ی بالا انحراف شاخص جیره‌بندی اعتبارات مسکن از روند بلندمدت صفر در نظر گرفته شده است. نکته‌ی قابل توجه این که کشش درآمدی قیمت مسکن نزدیک به یک است که نشان می‌دهد درآمد اصلی‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن به‌شمار می‌رود. مقدار برازش شده

انحراف لگاریتم قیمت حقیقی مسکن از روند بلندمدت ($\hat{R_ph_DT}_{i,t}$) با استفاده از روابط زیر به‌دست می‌آید:

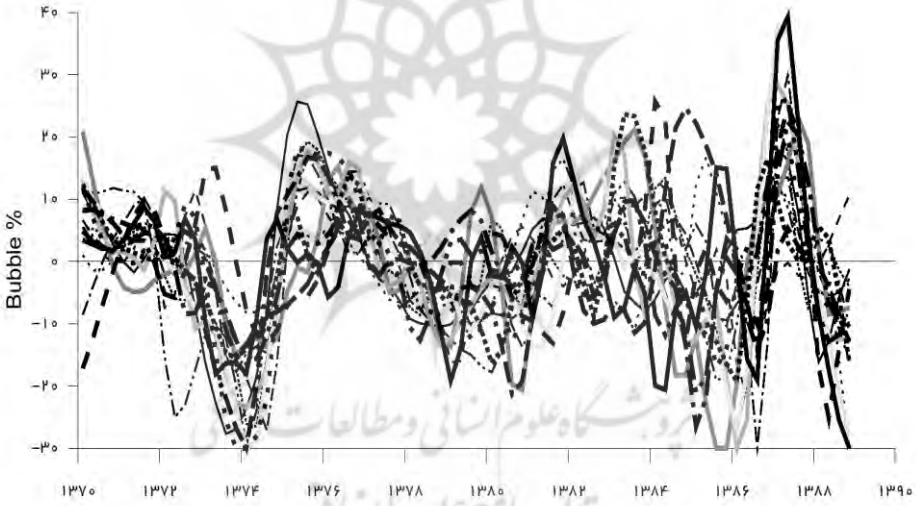
$$\hat{R_ph_DT}_{i,t} = \hat{R_ph_DT_avg}_t + \hat{R_ph_DM}_{i,t}$$

$$\hat{R_ph_DT_avg}_t = 0.9331 . R_yhh_DT_avg_t + 0.4736 . nnh_DT_avg_t$$

$$\hat{R_ph_DM}_{i,t} = 0.2850 . R_yhh_DM_{i,t} + 0.0971 . nnh_DM_{i,t}$$

سهم جزء حباب در قیمت حقیقی مسکن ($bubble_{i,t}$) نیز از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید،

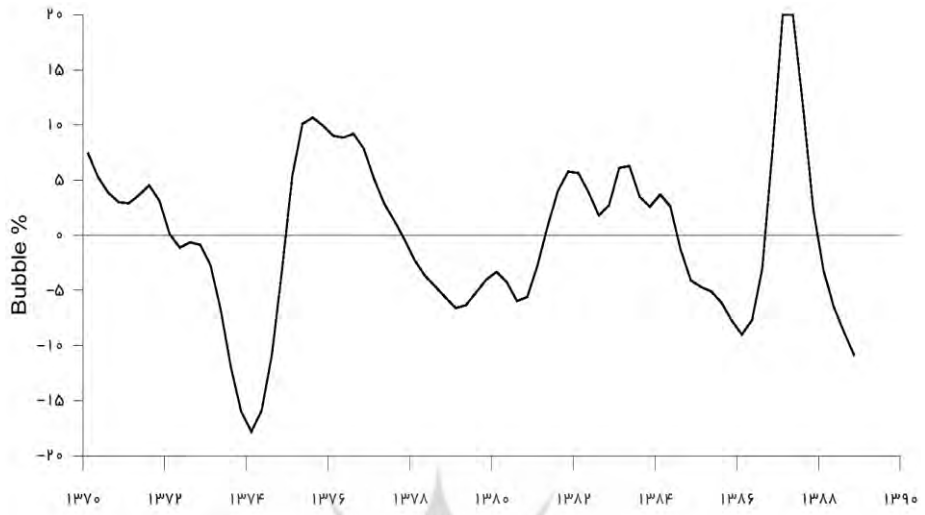
$$bubble_{i,t} = R_ph_DT_{i,t} - \hat{R_ph_DT}_{i,t}$$



نمودار ۳: سهم جزء حباب از قیمت حقیقی مسکن در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به تعداد زیاد خطوط در نمودار بالا، چنانچه از میانگین داده‌های مربوط به ۱۷ شهر بزرگ ایران استفاده شود، الگوی شکل‌گیری و شکست حباب مسکن بهتر نشان داده می‌شود.



نمودار ٤: سهم جزء حباب از میانگین قیمت حقیقی مسکن در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حکایت از شکست حباب قیمت مسکن در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ دارد. سهم جزء حباب از میانگین قیمت حقیقی مسکن در ۱۷ شهر بزرگ کشور از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$\widehat{bubble_avg}_t = R_ph_DT_avg_t - R_ph_DT_avg_t$$

تفاوت این رابطه با رابطه‌ی قبل استفاده از پسوند avg_ (نشانه‌ی میانگین مقطع‌زمانی) به جای اندیس i (نشانه‌ی شهر iام) در نام متغیرها است.

٤-۲. تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح برداری (VAR)

با توجه به انجام آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی در قسمت‌های (۱-۱-۴) و (۲-۱-۴) و عدم نیاز به تکرار آنها، مستقیماً به سراغ تخمین مدل می‌رویم.

٤-۲-۱. تخمین مدل

مشکلی که در تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح برداری (VAR) یا همان رابطه‌ی (۷) وجود دارد آن است که مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن (R_ph^*) خود بستگی به تخمین‌های به‌دست آمده از رابطه دارد. آبراهام و هندرشات[1] (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌کنند که ابتدا رابطه‌ی (۷) را بدون در نظر گرفتن جمله‌ی آخر تخمین و R_ph^* را محاسبه کرد و سپس رابطه را این بار به شکل کامل تخمین زد. چنانچه $\left(R_ph_{i,t-1} - R_ph^*_{i,t}\right)$، $DR_ph_{i,t-1}$ و عوامل تعیین-

1. Abraham and Hendershott

کننده‌ی $DR_ph^{*}_{i,t}$ مستقل از هم باشند (به شرط متعامد بودن رگرسورها)، تخمین‌های به‌دست آمده در دو مرحله یکسان خواهد بود.

با توجه به نتایج آزمون همسان بودن ضرایب در قسمت (۳-۱-۴) دال بر ناهمسان بودن ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، برای تخمین رابطه‌ی (۷) می‌بایست از تخمین‌زننده‌های ناهمسان استفاده کرد. با در نظر گرفتن وجود همبستگی مقطع‌زمانی در داده‌های روند زدایی (detrend) شده، از تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه اثرات مشترک همبسته[1] (CCEMG) در پسران (۲۰۰۶) استفاده شد که نتایج آن در جدول ذیل آمده است،

جدول ۷: تخمین رگرسیون (۷) با استفاده از داده‌های روندزدایی (detrend) شده و تخمین‌زننده‌ی CCEMG

متغیر	وقفه	ضریب	آماره‌ی z	سطح احتمال
R_yhh_DM	–	۰/۲۱۸۹	–	–
nnh_DM	–	۰/۰۵۳۱	–	–
جزء تصحیح خطا	–	-۰/۱۹۴۵	-۷/۲۴	۰/۰۰۱
DR_ph_DM	۱	۰/۶۹۱۷	۲۰/۶۸	۰/۰۰۱
//	۲	-۰/۶۱۹۱	-۲۳/۴۱	۰/۰۰۱
DR_yhh_DM	–	۰/۴۷۹۷	۴/۴۷	۰/۰۰۱
//	۱	-۰/۵۵۳۳	-۴/۹۸	۰/۰۰۱
//	۲	۰/۲۷۶۶	۳/۲۶	۰/۰۰۱
D_nnh_DM	–	۰/۰۰۶۶	۰/۱۰	۰/۹۲۰
//	۱	۰/۰۳۲۷	۰/۴۶	۰/۶۴۹
//	۲	-۰/۰۶۳۴	-۰/۷۲	۰/۴۷۲
//	۳	۰/۰۱۷۰	۰/۲۷	۰/۷۹۰
//	۴	۰/۰۵۶۴	۲/۰۲	۰/۰۴۳

منبع: محاسبات تحقیق

به این ترتیب برای به‌دست آوردن مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن با استفاده از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده، از رابطه زیر استفاده شد. این تخمین‌ها سازگار بوده و با دو بار جایگذاری ضرایب بلندمدت با مقدار برآورد شده برای آنها به‌دست آمده است.

$$\hat{R_ph_DM}_{i,t} = 0.2189.\, R_yhh_DM_{i,t} + 0.0531.\, nnh_DM_{i,t}$$

1. Common Correlated Effects Mean Group estimator

۲-۲-٤. برآورد جزء حباب قیمت مسکن

قبل از محاسبه‌ی مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن و برآورد جزء حباب مسکن، ذکر یک نکته ضروری به نظر می‌رسد. هر چند که در تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه اثرات مشترک همبسته (CCEMG) مستقیماً از روش حذف میانگین مقطع‌زمانی (demean) برای رفع مشکل همبستگی مقطع‌زمانی استفاده نمی‌شود، اما از آنجا که در این تخمین‌زننده از میانگین مقطع‌زمانی رگرسورها به عنوان رگرسور جدید استفاده می‌شود، تخمین‌های آن مشابه تخمین‌های به‌دست آمده از تخمین‌زننده‌ی میانگین گروه (MG) با استفاده از داده‌های میانگین زدایی (demean) شده است علی‌الخصوص زمانی که داده‌ها دارای ساختار همبستگی مقطع‌زمانی تک عاملی باشند. از این رو به تخمین‌های به‌دست آمده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده هم نیاز است. نتایج حاصل از تخمین رگرسیون (۷) با استفاده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده در جدول ذیل آمده است،

جدول ۸: تخمین رگرسیون (۷) با استفاده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده

متغیر	وقفه	ضریب	آماره‌ی t	سطح احتمال
جزء تصحیح خطا	۱	-۰/۰۷۷۵	-۲/۱۰	۰/۰۴۰
DR_ph_DT_avg	۱	۱/۱۱۲۱	۱۱/۳۵	۰/۰۰۱
//	۲	-۰/۴۸۲۶	-۴/۴۱	۰/۰۰۱
DR_yhh_DT_avg	-	۱/۲۱۹۱	۵/۷۸	۰/۰۰۱
//	۱	-۱/۳۳۳۱	-۴/۸۷	۰/۰۰۱
//	۲	۰/۵۱۰۴	۲/۱۰	۰/۰۴۰
D_nnh_DT_avg	-	-۰/۱۴۳۳	-۱/۳۰	۰/۱۹۹
//	۱	۰/۲۲۳۴	۱/۹۳	۰/۰۵۹
D_MRAT_DT_avg	-	-۰/۲۳۳۴	-۲/۰۸	۰/۰۴۲
//	۱	۰/۲۶۵۱	۱/۳۶	۰/۱۷۸
//	۲	-۰/۰۶۳۹	-۰/۳۳	۰/۷۴۳
//	۳	-۰/۰۴۱۵	-۰/۳۷	۰/۷۱۲

منبع: محاسبات تحقیق

به این ترتیب برای به‌دست آوردن مقدار بنیادی قیمت حقیقی مسکن با استفاده از میانگین مقطع‌زمانی داده‌های روند زدایی (detrend) شده، از رابطه زیر استفاده شد:

$$\hat{R_ph_DT_avg}_t = 1.07020.\, R_yhh_DT_avg_t +$$

$$+ 0.21615.\, nnh_DT_avg_t - 0.19888.\, MRAT_DT_avg_t$$

علامـت ضرایب موافق انتظـار است. نکته‌ی قابل توجه این که کشش درآمـدی قیمت مسکن همـانند حالت قبل نزدیک به یک است. ضریب معیار جیـره‌بندی اعتبارات مسکـن منفی و برخلاف حـالت قبل معنادار است. مقـدار برازش شده انحـراف لگاریـتم قیمت حقـیقی مسکـن از رونـد بلـندمدت ($\hat{R_ph_DT}_{i,t}$) با استفاده از روابط زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{R_ph_DT}_{i,t} = \hat{R_ph_DT_avg}_{t} + \hat{R_ph_DM}_{i,t}$$

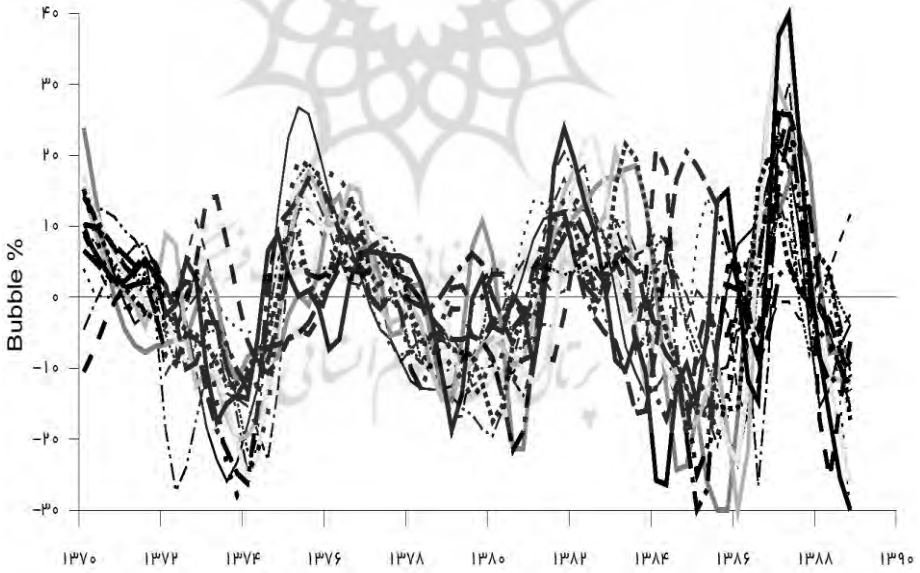
$$\hat{R_ph_DT_avg}_{t} = 1.07020.\, R_yhh_DT_avg_{t} + 0.21615.\, nnh_DT_avg_{t}$$

$$\hat{R_ph_DM}_{i,t} = 0.21892.\, R_yhh_DM_{i,t} + 0.05311.\, nnh_DM_{i,t}$$

در روابط بالا انحراف شاخص جیره‌بندی اعتبارات مسکن از روند بلندمدت صفر در نظر گرفته شده است. سهم جزء حباب در قیمت حقیقی مسکن ($bubble_{i,t}$) از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$bubble_{i,t} = R_ph_DT_{i,t} - \hat{R_ph_DT}_{i,t}$$

سهم جزء حباب در قیمت حقیقی مسکن در نمودار ذیل نشان داده شده،



نمودار ۵: سهم جزء حباب از قیمت حقیقی مسکن در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران

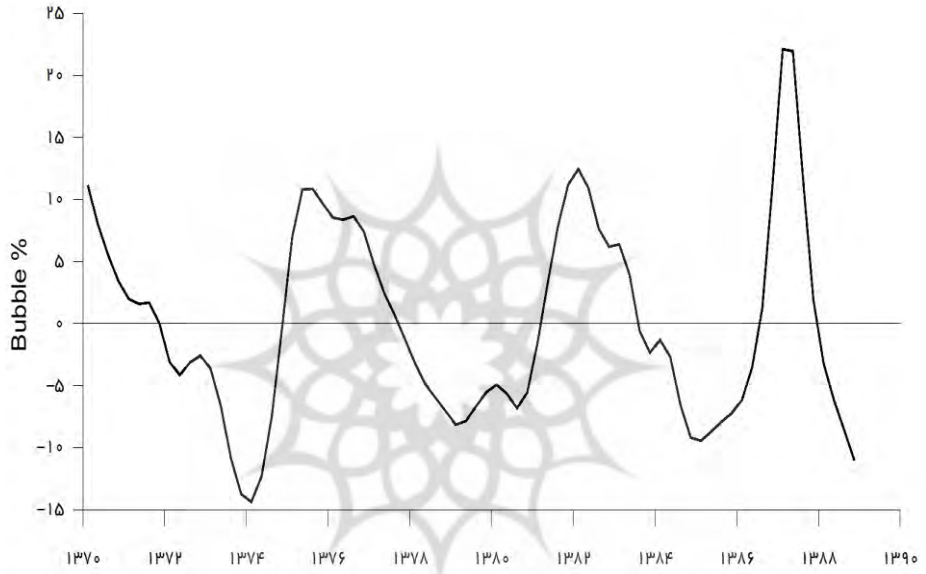
منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حکایت از شکست حباب قیمت در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران در سال‌های ۱۳۷۵،

۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ دارد که مشابه نتایج به‌دست آمده از فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) است. سهم جزء حباب در میانگین قیمت مسکن ۱۷ شهر کشور نیز با استفاده از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید،

$$bubble_avg_t = R_ph_DT_avg_t - \hat{R_ph_DT_avg}_t$$

سهم جزء حباب در میانگین قیمت مسکن ۱۷ شهر کشور در نمودار ذیل نشان داده شده است.



نمودار ٦: سهم جزء حباب از میانگین قیمت حقیقی مسکن در بازار مسکن ۱۷ شهر بزرگ ایران

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۶) الگویی متفاوت از حباب مسکن در مقایسه با نمودار (۴) را نشان می‌دهد که علت آن می‌تواند متفاوت بودن تخمین جزء تصحیح خطا در دو مدل ARDL و VAR باشد.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش از مدل هم‌جمعی پنل پویا برای برآورد جزء حباب مسکن استفاده شده است. سعی شده شناسایی حباب مسکن با در نظر گرفتن تمامی جوانب انجام شود. بررسی پیشینه پژوهش در کشور نشان می‌دهد که مبحث شناسایی حباب مسکن مغفول مانده و بیشتر به موضوع تأثیر سیاست پولی بر حباب مسکن پرداخته شده. برآورد جزء حباب قیمت مسکن نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ شاهد شکست حباب در بازار مسکن ایران (۱۷ شهر بزرگ ایران) بوده‌ایم. سهم جزء

حباب از قیمت مسکن در برخی موارد به بالاتر از ۳۰ ٪ هم رسیده است. چنانچه بخواهیم مقایسه‌ای بین تخمین فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) و فرم تصحیح خطای مدل خود توضیح برداری (VAR) انجام دهیم، می‌توان به دو نکته اشاره کرد؛ اول این که ضریب معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن در مدل ARDL نزدیک به صفر و به لحاظ آماری بی معنا ولی در مدل VAR منفی و به لحاظ آماری معنادار است. دوم این که ضریب جزء تصحیح خطا در مدل VAR کوچکتر از مدل ARDL است. علت تفاوت الگوی حباب مسکن در دو نمودار (۴) و (۶) می‌تواند همین موضوع باشد.

مشاهده‌ی الگوی حباب مسکن نشان می‌دهد که بازار مسکن ایران در طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۰ هیچ گاه در شرایط ثبات نسبی قرار نداشته و مرتباً از حباب مثبت به حباب منفی و بالعکس تغییر وضعیت داده است. پیشنهاد می‌شود برای توضیح عوامل موثر بر حباب مسکن به تعامل بین بخش واقعی و بخش پولی مسکن توجه شود. در حقیقت ادوار تجاری مسکن (رخداد بخش واقعی مسکن) و حباب (رخداد بخش پولی مسکن) تأثیر متقابل بر یکدیگر دارند. در ایران بیشتر به عواملی از قبیل سیاست پولی و شوک‌های نفتی اشاره شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

اصلانی، پروانه و خسروی، تقوا (۱۳۹۱)؛ "تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۱: ۱۳۲-۱۰۵.

ختائی، محمود؛ خیابانی، ناصر و رجبی، محسن؛ "شناسایی حباب مسکن در ایران با رویکرد هم‌جمعی پنل" چاپ نشده.

فلاح شمس، میرفیض؛ شریعت‌زاده، ایرج و میرزاوند، گلزار (۱۳۹۱)؛ "بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از تکنیک ARDL"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۳: ۵۰-۳۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹)؛ "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۲: ۲۳۷-۲۰۷.

Abreu, D. and Brunnermeier, M. K. (2002); "Synchronization risk and delayed arbitrage", Journal of Financial Economics, vol. 66: 341-60.

Abraham, J. M. and Hendershott, P. H. (1996); "Bubbles in metropolitan housing markets", Journal of Housing Research, vol. 7(2): 191-207.

Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S. and Martin, R. F. (2005); "House prices and monetary policy- A cross-country study", International Finance Discussion Papers, Number 841.

Aldrich, J. (1989); "Autonomy" Oxford Economic Papers, vol. 41: 15-34.

Allen, F. and Gale, D. (1998). "Bubbles and crises", The Wharton Financial Institutions Center, No. 98-01.

Allen, F., Morris, S. and Postlewaite, A. (1993); "Finite bubbles with short sale constraints and asymmetric information", Journal of Economic Theory, vol. 61: 206-29.

Case, K. E. and Shiller, R. J. (1990); "Forecasting prices and excess returns in the housing market." AREUEA Journal, vol. 18: 253-73.

DeLong, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H. and Waldmann, R. J. (1990); "Noise traders risk in financial markets", Journal of Political Economy, vol. 98: 703-38.

Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003); "Testing for unit roots in heterogeneous panels", Journal of Econometrics, vol. 115: 53-74.

Kaminsky, G. and Reinhart, C. (1996); "Banking and balance-of-payments crises: models and evidence", Working paper, Board of Governors of the Federal Reserve, Washington, D.C.

Kao, C. (1999); "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", Journal of Econometrics, vol. 90: 1-44.

Kao, C. and Chiang, M. H. (2000); "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", Advances in Econometrics, vol. 15: 179-222.

Kim, K-H. and Lee, H. S. (2000); "Real estate price bubble and price forecasts in Korea" Journal of Real Estate Finance and Economics, vol. 6, pp. 73-87.

Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C. (2002); "Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties", Journal of Econometrics, vol. 108: 1-25.

Meen, G. (1990a); "The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modeling of UK house prices", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52(1): 1-23.

Mikhed, V. and Zemcík, P. (2009); "Do house prices reflect fundamentals Aggregate and panel data evidence" Journal of Housing Economics, vol. 18, pp. 140-149.

Miller, E. M. (1977); "Risk, uncertainty, and divergence of opinion", Journal of Finance, vol. 32: 1151-68.

Pedroni, P. (2000); "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels", Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, vol. 15: 93-130.

Pedroni, P. (2004); "Panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis", Econometric Theory, vol. 20: 597-625.

Pesaran, M. H. (2006); "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure", Econometrica, vol. 74(4): 967–1012.

Pesaran, M. H. (2007); "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", Journal of Applied Econometrics, vol. 22: 265–312.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. P. (1999); "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", Journal of the American Statistical Association, vol. 94: 621-634.

Pesaran, M. H. and Smith R. (1995); "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", Journal of Econometrics, vol. 68: 79-113.

Shen, Y., Hui, E. C. M. and Liu, H. (2005); "Housing price bubbles in Beijing and Shanghai" Management Decision, vol. 43 (4): 611-627

Shiller, R. J. (2008); "The subprime solution - How today's global financial crisis happened, and what to do about it", Princeton University Press.

Stiglitz, J. E. (1990); "Symposium on bubbles", Journal of Economic Perspectives, vol. 4(2): 13–18.

Westerlund, J. (2007); "Testing for error correction in panel data", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 69(6): 709-748.

Zellner, A. (1969); "On the aggregation problem: A new approach to a troublesome problem" in: Fox, K. A. et al., eds., "Economic models, estimation and risk programming: Essays in honor of Gerhard Tintner (Springer-Verlag, Berlin): 365-378.